

管理层股权激励能否促进重污染企业绿色创新？

——来自沪深 A 股重污染行业上市公司经验数据

王继虎

(西南林业大学经济管理学院, 昆明 650224)

摘要: 基于绿色创新视角,以 2006—2022 年沪深 A 股重污染行业上市公司为样本,实证检验管理层股权激励对重污染行业上市公司绿色创新的影响。研究表明,管理层股权激励计划促进了重污染企业绿色创新,在运用工具变量缓解内生性及其他稳健性检验后,结论依旧可靠。机制分析表明,管理层股权激励可以通过缓解融资约束和增加研发投入从而促进绿色创新产出。异质性分析表明,产权性质和激励模式对于研究结论没有显著差异,而企业处于成长期和衰退期时,股权激励的作用效果更显著。

关键词: 绿色创新; 管理层股权激励; 研发投入; 企业生命周期

中图分类号: F272.92; F273.1; X322 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)05-0249-07

当前全球环境问题日益严峻,气候变化、资源枯竭和环境污染已成为各国政府和企业无法回避的挑战。在重污染行业不仅面临着高排放、高污染的现实压力,还承担着向绿色、低碳转型的历史责任。党的二十大指出要加速经济社会发展绿色转型,鼓励企业进行绿色技术创新。国际上对于绿色产业的创新与发展越来越重视。对于重污染企业来说,绿色创新不仅能够降低污染物的排放,减少对自然资源的依赖,还能够提高企业的竞争力和可持续发展能力^[1]。但进行绿色创新便意味着短期不会取得经济效益,且风险相对较高,由此企业需要有足够的资金进行绿色创新活动。而股权激励对外可以向外部传递利好的外部性,缓解资本市场信息不对称程度,使得更容易获取资金进行创新活动,对于企业内部来说,通过股权激励,企业管理层的决策行为与股东利益趋于一致,长期的利益捆绑机制使得管理者更加倾向于实施有利于企业可持续发展的创新策略。在此背景下,探讨管理层股权激励机制能否促进企业的绿色创新,尤其是在重污染行业中的作用,具有重要的现实意义和学术价值。这不仅有助于理解股权激励如何在提升企业绿色创新积极性方面发挥作用,还能够为国家政策制定和企业战略选择提供参考依据。

依据股权激励政策相关研究进行梳理。对于

股权激励计划,起初是为了留住人才,但后来人们发现管理层股权激励对于第一类代理问题可以有效地解决,魏春燕^[2]认为股权激励可以更好地为企业保留人才;宗文龙等^[3]认为股权激励可以克服管理层短视,实现股东权益最大化;于震和张行^[4]认为公司治理强度会影响管理层的效用,在管理层权力的影响下,公司治理对股权激励水平负向影响。从已有研究来看,现有研究与股权激励的经济后果可以分为积极和消极,认为股权激励会产生积极效应的研究主要是基于最优契约理论,支持消极效应主要基于管理层权力理论。基于契约理论的研究,陈健等^[5]认为股权激励可以缓解委托代理问题,使管理层尽职尽责;赵息和林德林^[6]认为股权激励可以显著提高公司创新绩效。基于管理层权力理论视角研究;陈荣林等^[7]认为获取股票激励能带来更大经济利益,冯怡恬和杨柳勇^[8]则认为实施股权激励的创业板上市公司高管任期更长。

绿色创新的影响因素可分为外部和内部。从企业外部来说,环境税对企业的绿色技术创新具有明显的推动作用^[9]、绿色信贷政策对绿色技术创新具有重要的推动效应^[10]、低碳城市试点政策能够促进高碳排放企业的绿色技术创新^[11]。从企业内部来说,董事会治理水平^[12]、数字化水平的提升^[13]均有助于促进绿色创新。已有研究表明,通

收稿日期: 2024-09-24

作者简介: 王继虎(2000—),男,安徽亳州人,硕士研究生,研究方向为公司治理。

过 A 股上市公司经验数据证实股权激励对企业绿色技术创新有一定促进作用^[14],但没有深入讨论股权激励如何影响绿色创新。基于此,本文以 2006—2022 年沪深 A 股重污染行业上市公司数据,探讨管理层股权激励能否促进企业绿色创新?作用机制是什么?在企业处于不同生命周期时,又会产生怎样影响?

本文的研究贡献在于:首先,已有文献主要从股权激励、内部控制质量等角度探究股权激励对绿色创新作用,而本文从绿色创新的本质,基于企业内外部视角、融资约束和研发投入等方向分析,更符合经济市场现状,不仅丰富了对此层面的理论研究,还符合国家高质量发展政策方针,具有一定现实意义。其次,现有文献多以 A 股企业为样本,而本文以重污染企业为样本,拓宽了研究视野,更有助于重污染企业绿色创新,争取早日实现绿色发展。最后,基于产权性质、股权激励模式、企业生命周期视角,探讨管理层股权激励对重污染企业绿色创新的异质性问题,为绿色中国建设和高质量发展目标提供相关建议。

1 理论分析与研究假设

1.1 管理层股权激励与绿色创新

在全球绿色化发展的趋势下,绿色创新能力已逐渐成为衡量企业竞争力的重要指标之一。而中国正处于从高速增长向高质量发展的转型期,平衡经济增长与环境保护的关系已成为重要的战略任务,重污染企业在社会经济中可能面临着更为严重的环保压力,然而中国目前的绿色创新并不能够满足现实需求,这已然是绿色发展的一个瓶颈。

重污染企业进行绿色创新活动在短期内收益低、风险高,因此使得管理层进行创新投入的意愿较低。而管理层股权激励是一种注重长期发展的激励模式。首先,这种激励模式可以容忍失败带来的风险,其次,长期创新成果可以带来回报,因此股权激励可以促使管理层倾向长期投资活动。企业在进行绿色创新时,不仅可以提升资源利用效率,减少可能存在的环保费用,还能收获可持续的经济效益,增强企业竞争力,有助于企业长远发展。已有研究多数表明股权激励能够促进公司治理水平^[15],进而增加企业绿色创新。Wu 等^[16]研究结果表明,相较于没有实施股权激励企业,实施股权激励企业往往更注重绿色产出,激励强度越高,越能促进企业绿色发展。基于以上分析,提出如下假设。

H1:管理层股权激励能够促进重污染企业绿色创新。

1.2 管理层股权激励、融资约束与绿色创新

绿色创新本质上便是一种具有高度不确定性的创新活动,涉及技术开发、制度调整以及市场接受度等多方面风险,并且绿色创新前期需要投入大量资金,回报周期也相对较长。熊彼特的创新理论表明,资金的获取性在技术创新中发挥着重要作用。周开国等^[17]认为融资约束会抑制企业的创新活动。Johnstone 等^[18]、Huang 等^[19]则认为相较于其他创新活动,绿色创新面临着更高的风险,由于资本市场的信息透明度不高,企业面临融资难、融资成本高的情况,因此重污染企业在追求绿色创新时,融资约束高的企业可能倾向于风险较低且回报周期短的绿色创新投资。因此,需要一定的资金支持,以解决绿色技术创新面临的环境外部性和资本市场不完善失灵的问题。

股权激励则向外部展现出利好的外部性,对于资本市场来说,一定程度上可以缓解企业面临的融资难、融资成本高的问题,对于管理层来说,可能会促使其进行更有效的资源配值和内部融资,缓解资金不足问题,从而促进重污染企业对绿色创新活动方面的投资。基于以上分析,提出如下假设。

H2:管理层股权激励能够缓解融资约束从而促进重污染企业绿色创新。

1.3 管理层股权激励、研发投入与绿色创新

绿色创新的目的在于提高资源利用率、减少对环境污染,促进绿色发展。实现企业创新的目标需要有足够的投入,创新活动是提升企业核心竞争力的重要手段。相关研究表明,技术创新能否成功的关键在于人和研发资金,这点在绿色创新方面同样适用。科研人才是创新活动中重要的一环,但研发投入亦是不可或缺的一部分。

根据经济学原理,资源是有限的,管理层要实现资源的有效配置,实现其价值最大化。而企业资金是有限的,其中管理层决定研发投入,并且对整个创新活动持续影响。已有相关文献探究不同条件下研发投入对于创新绩效的影响,在财政补贴对企业创新绩效中研发投入具有显著中介效应^[20]。Lee 和 Min^[21]指出,研发投入与企业绿色技术创新高度相关。然而研发活动不确定性高、回报周期长,管理层可能追逐于短期利益从而减少研发投入,但是股权激励计划促使企业管理层的决策行为

与股东利益趋于一致,长期的利益捆绑机制使得管理者更加倾向于实施有利于企业可持续发展的创新策略。从而使得管理层增加研发投入,从而促进重污染企业绿色创新。基于以上分析,提出如下假设。

H3:管理层股权激励能够通过增加研发投入促进重污染企业绿色创新。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

以2006—2022年的沪深A股重污染行业上市公司为样本,依据生态环境部上市公司环保核查行业分类管理名录,筛选出属于重污染行业的企业。并对数据进行如下处理:①剔除数据缺失的上市公司;②剔除ST、PT类企业。最终得到面板数据,共计8999个样本。绿色专利获得数据来自中国研究数据服务平台,其余数据来源于国泰安数据库。并且还连续变量进行上下1%的缩尾处理,防止因极端值而对研究结果产生偏误。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量:重污染企业绿色创新(GI1)

参考已有研究,采用绿色发明专利、绿色实用新型授权数量之和加1取自然对数衡量绿色创新。这是因为相较于专利申请数量,专利授权数已经通过了专利审查机关的审核,符合创新性、实用性和可行性标准。

2.2.2 解释变量:管理层股权激励(Mshare)

借鉴王静等^[22]做法,采用企业管理层的持股数与总股本的比重来衡量这一指标。比值越大,则表明股权激励强度越大。

2.2.3 中介变量

(1)融资约束(SA)。采用张璇等^[23]的做法,运用企业规模和年龄这两个相对外生变量构建SA指数并取绝对值用以衡量融资约束,SA越大,融资约束越强。

(2)研发投入(RD)。采用杨松令等^[24]的做法,用全部研发投入除以企业营业收入来衡量。

2.2.4 控制变量

参考已有研究,选取如下指标作为控制变量:企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产净利润率(ROA)、现金流比率(Cashflow)、营业收入增长率(Growth)、董事人数(Board)、两职合一度(Dual)、第一大股东持股比例(Top1)、托宾Q值(TobinQ)、行业虚拟变量(Ind)和年度虚拟变量(Year)。具体变量定义见表1。

表1 变量定义

变量名称	符号	变量定义
企业绿色创新	GI1	绿色专利获得数量加一取自然对数
管理层股权激励	Mshare	管理层持股/总股本
公司规模	Size	年总资产的自然对数
资产负债率	Lev	年末总负债除以年末总资产
总资产净利润率	ROA	净利润/总资产平均余额
营业收入增长率	Growth	本年营业收入/上一年营业收入-1
现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额除以总资产
两职合一	Dual	董事长和总经理是同一个人则为1,否则为0
董事人数	Board	董事会人数取自然对数
托宾Q	TobinQ	股票市值/重置成本
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
年度	Year	控制年度固定效应
行业	Ind	控制行业固定效应

2.3 模型设计

2.3.1 管理层股权激励对重污染企业绿色创新模型

采用如下固定效应模型来检验管理层股权激励对重污染企业绿色创新的影响研究:

$$GI1_{i,t} = \alpha + \beta Mshare_{i,t} + \sum control + \sum Ind + \sum Year + \epsilon \quad (1)$$

式中: i 为企业个体; t 为年份; $control$ 为控制变量; α 为常数项; β 为回归系数; ϵ 为随机扰动项。若管理层股权激励回归系数 β 显著为正,则假设H1成立。

2.3.2 中介效应模型

为了检验融资约束在管理层股权激励对重污染企业绿色创新中的中介效应,构建如下模型:

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Mshare_{i,t} + \sum control + \sum Ind + \sum Year + \epsilon \quad (2)$$

$$GI1_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Mshare_{i,t} + \gamma_2 SA_{i,t} + \sum control + \sum Ind + \sum Year + \epsilon \quad (3)$$

式中: β_0 、 γ_0 为常数项; β_1 、 γ_1 、 γ_2 为回归系数。

为了检验研发投入在管理层股权激励对重污染企业绿色创新中的中介效应,将中介变量更换为研发投入(RD),模型如式(2)、式(3)所示。

3 实证分析

3.1 变量描述性统计

实证相关变量描述性统计见表2。重污染企业绿色创新的均值为0.220,最大值为2.833,最小值为0.000,表明在不同企业间绿色创新程度是有差异的,部分企业绿色创新程度较高。管理层股权激

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
GII	8 999	0.220	0.000	0.545	0.000	2.833
Mshare	8 999	0.099	0.000	0.177	0.000	0.706
Size	8 999	22.340	22.130	1.355	19.410	26.430
Lev	8 999	0.455	0.463	0.200	0.027	0.925
ROA	8 999	0.039	0.036	0.063	-0.375	0.254
Cashflow	8 999	0.059	0.057	0.068	-0.224	0.283
Growth	8 999	0.170	0.104	0.376	-0.671	3.808
Board	8 999	2.168	2.197	0.200	1.609	2.708
Dual	8 999	0.214	0.000	0.410	0.000	1.000
Top1	8 999	0.354	0.333	0.151	0.081	0.758
TobinQ	8 999	1.802	1.451	1.154	0.802	16.650

励的均值为 0.099,最大值为 0.706,最小值为 0.000,说明样本的股权激励水平普遍不高,并且企业间存在一定差异。本文还进一步检验了各变量的方差膨胀因子,结果均小于 1.8,表明不存在多重共线性。

3.2 主回归分析

管理层股权激励对重污染企业绿色创新的回归结果见表 3。列(1)是加入控制变量,但并未控制行业和年度,Mshare 回归系数为 0.17,且在 1%的水平上显著为正,表明管理层股权激励能够促进重污染企业绿色创新。列(2)进一步控制了行业和年度效应,Mshare 回归系数为 0.08,且在 1%的水平上显著为正,表明在其他因素不变的情况下,管理层股权激励能够促进重污染企业绿色创新,假设 H1 得到验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	GII	GII
Mshare	0.17*** (5.60)	0.08*** (2.73)
controls	Yes	Yes
常数项	-3.18*** (-19.11)	-2.99*** (-16.73)
样本数	8 999	8 999
Ind	No	Yes
Year	No	Yes
adj. R ²	0.11	0.16

注:***表示 $P < 0.01$;括号内为 t 统计量。

3.3 内生性检验与稳健性检验

3.3.1 工具变量法

采用工具变量法以减轻模型潜在的内生性问题。借鉴郭炜和康雯伊^[25]的研究方法,将同一城市其他企业管理层股权激励均值(IV)作为工具变量。同一城市其他企业股权激励对企业自身有影响,但是对于绿色创新没有直接影响,所以这个工具变量满足了相关性和外生性条件。表 4 列出了使用工具变量法所得的估计值。第 1 阶段回归中,IV 的回归系数显著

表 4 工具变量检验结果

变量	第 1 阶段	第 2 阶段
	(1)	(2)
	Mshare	GII
IV	0.71*** (40.20)	
Mshare		0.20** (2.32)
controls	Yes	Yes
常数项	0.67*** (18.76)	-3.11*** (-16.15)
样本数	8 969	8 969
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
adj. R ²	0.39	0.15

注:**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$;括号内为 t 统计量。

为正,这与上述对工具变量的假定具有一致性;第 2 阶段回归结果显示,Mshare 的回归系数在 5%显著性水平下显著为正,即管理层股权激励能够促进重污染企业绿色创新,同时也验证了假设 H1 的稳健性。

3.3.2 Heckman 两阶段检验

进一步利用 Heckman 两阶段回归方法进行检验从而缓解内生性问题。第 1 阶段的 probit 回归模型中,被解释变量为按照 Mshare 的中位数划分的虚拟变量 G_I,大于中位数则取值为 1,小于中位数取值为 0,而后计算出样本企业的逆米尔斯比率(IMR),代表了不可观测因素。第 2 阶段中,将逆米尔斯比率纳入模型中重新回归,表 5 回归结果显示,Mshare 的回归系数在 1%的水平上显著为正,IMR 的回归系数不显著。表明管理层股权激励能够促进重污染企业绿色创新,由此进一步表明主回归结果是稳健的。

3.3.3 替换被解释变量

将被解释变量替换为绿色发明专利授权数量和绿色实用新型授权数量,分别加 1 取自然对数。表 6 回归结果显示,Mshare 的回归系数分别在 1%和 10%水平上显著,说明主回归结论是稳健的。

表 5 Heckman 两阶段检验结果

变量	(1)	(2)
	G_1	G11
Mshare		0.08*** (2.71)
IMR		-0.19 (-1.30)
controls	Yes	Yes
常数项	-0.82** (-2.13)	-2.77*** (-11.32)
样本数	8 999	8 999
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
adj. R ²		0.16

注: **、*** 分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

表 6 替换被解释变量检验结果

变量	(1)	(2)
	G12	G13
Mshare	0.06*** (2.87)	0.05* (1.84)
controls	Yes	Yes
常数项	-1.65*** (-14.20)	-2.16*** (-14.26)
样本数	8 999	8 999
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
adj. R ²	0.12	0.15

注: *、*** 分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

3.3.4 滞后回归

为了进一步解决管理层股权激励与重污染企业绿色创新可能存在的反向因果关系,分别选取管理层股权激励滞后 1 期、2 期作为新的解释变量进行回归。表 7 结果显示,Mshare 的回归系数分别在 1% 和 5% 水平上显著,说明主回归结论是稳健的。

3.3.5 增加控制变量

增加公司治理层面相关控制变量,股权制衡度(Balance)、机构投资者持股比例(INST)、管理费用率(Mfee),回归结果见表 8,Mshare 的回归系数在 1% 水平上显著,说明主回归结论是稳健的。

表 7 滞后效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	G11	G11	G11
Mshare	0.08*** (2.73)		
L. Mshare		0.10*** (2.90)	
L2. Mshare			0.09** (2.44)
controls	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.99*** (-16.73)	-3.15*** (-15.77)	-3.15*** (-14.81)
样本数	8 999	7 545	6 575
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.16	0.16	0.17

注: **、*** 分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

表 8 增加控制变量检验结果

变量	(1)	(2)
	G11	G11
Mshare	0.20*** (4.03)	0.17*** (3.36)
controls	Yes	Yes
常数项	-3.06*** (-17.88)	-2.86*** (-15.40)
样本数	8 999	8 999
Ind	No	Yes
Year	No	Yes
adj. R ²	0.11	0.16

注: *** 表示 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

3.4 机制分析

3.4.1 融资约束(SA)的作用机制

回归结果见表 9。首先检验实施管理层股权激励(Mshare)对融资约束(SA)的影响,如列(2)所示,SA 的系数在 1% 的水平上显著为负,说明实施股权激励有助于缓解企业面临的融资约束问题。其次,在列(3)中,Mshare 的回归系数不显著,而 SA 的回归系数在 1% 的水平上负显著,表明存在完全中介效应,管理层股权激励能够缓解融资约束从而促进重污染企业绿色创新,假设 H2 得到证实。

表 9 融资约束(SA)的作用机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	G11	SA	G11
Mshare	0.08*** (2.73)	-0.34*** (-23.45)	-0.01 (-0.35)
SA			-0.28*** (-9.17)
controls	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.99*** (-16.73)	4.71*** (66.62)	-1.65*** (-8.49)
样本数	8 999	8 999	8 999
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.16	0.42	0.17

注: *** 表示 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

3.4.2 研发投入(RD)的作用机制

回归结果见表 10。首先检验实施管理层股权激励(Mshare)对研发投入(RD)的影响,如列(2)所示,RD 的系数在 1% 的水平上显著为正,说明实施股权激励有助于增加企业的研发投入。其次,在列(3)中,Mshare 的回归系数在 10% 显著,而 RD 的回归系数在 1% 的水平上负显著,表明存在部分中介效应,管理层股权激励能够通过增加研发投入促进重污染企业绿色创新,假设 H3 得到证实。

表 10 研发投入(RD)的作用机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	GII	RD	GII
Mshare	0.07** (2.12)	0.81*** (6.46)	0.06* (1.74)
RD			0.02*** (4.09)
controls	Yes	Yes	Yes
常数项	-3.39*** (-12.96)	6.31*** (10.87)	-3.49*** (-13.26)
样本数	6 265	6 265	6 265
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.13	0.32	0.13

注：*、**、***分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ ；括号内为 t 统计量。

3.5 异质性分析

3.5.1 基于企业所有制的异质性分析

引入企业产权性质变量(Soe),若企业的产权性质为国有则取 1,否则为 0。回归结果见表 11 列(1)、列(2),Mshare 的回归系数均在 1%的水平上显著,表明股权激励计划不论是在国企还是非国企中,均能够促进重污染企业绿色创新。

3.5.2 基于企业激励模式的异质性分析

引入企业股权激励模式变量(way),若企业实行股票期权则取 1,否则为 0。回归结果见表 11 列(3)、列(4),Mshare 的回归系数均为正但并不显著,表明不同的激励方式对于绿色创新有一定促进作用,但在重污染企业中没有显著差异。

3.5.3 企业生命周期

参考黄宏斌等^[26]的做法,采用现金流模式将企业生命周期划分为成长期、成熟期、衰退期 3 个阶段。由于企业发展情况不同,所处状态不同,根据生命周期理论,处于不同生命周期的企业,其偿债能力、营运能力、发展能力等存在明显的差异。由此可以推测,企业所处不同时期,管理层股权激励计

表 11 基于企业所有制的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	限制性股票	国有	非国有	股票期权
Mshare	0.48*** (3.81)	0.09*** (2.85)	0.25 (1.49)	0.05 (0.40)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-3.21*** (-12.30)	-2.11*** (-9.61)	-2.55 (-1.55)	-4.87*** (-6.96)
样本数	4273	4726	274	620
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.24	0.06	0.17	0.18

注：***表示 $P < 0.01$ ；括号内为 t 统计量。

划对重污染企业绿色创新也存在一定异质性。见表 12 显示,处于成熟期回归系数不显著,而处于成长期和衰退期的回归系数分别在 10%和 1%的水平上显著,这可能是由于企业在成熟期更加稳健,创新动力来自内部的长期规划而非股权激励,而处于成长期管理层通过股权激励更有动力推动绿色创新,成长期企业通常面临快速扩张的压力,管理层更容易受到激励机制的驱动,从而推动创新,当企业陷入衰退时,管理层通过股权激励获得强大的创新动力。这可能是由于企业在衰退阶段必须寻找新的增长点,而绿色创新成为一个重要突破口。

表 12 企业生命周期的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	成长期	成熟期	衰退期
Mshare	0.08* (1.78)	0.02 (0.43)	0.31*** (3.28)
controls	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.72*** (-10.40)	-3.28*** (-11.46)	-3.01*** (-5.40)
样本数	4 027	3 716	1 223
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.12	0.20	0.09

注：*、***分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.01$ ；括号内为 t 统计量。

4 结论与建议

研究结论如下：①管理层股权激励能够促进重污染企业绿色创新；②管理层股权激励可以通过对外缓解企业面临的融资约束和对内加大研发投入从而促进重污染企业绿色创新；③在经过工具变量法和 Heckman 内生性检验和其他一系列检验之后,研究结果依旧可靠；④管理层股权激励在产权性质和激励方式对于重污染企业绿色创新没有显著差异,但在企业处于不同生命周期时影响不同,在成长期和衰退期管理层股权激励作用更为显著。

基于以上结论,提出如下建议：①企业应设计绿色创新考核体系,将企业绿色创新绩效与管理层薪酬与股权激励直接挂钩,制定更为合理且行之有效的长期股权激励方案,充分发挥股权激励作用,增强管理层的创新动力和环境责任感,通过减少短期利益驱动,鼓励管理层进行可持续的绿色创新决策,早日实现中国高速发展向高质量发展的转变；②政府应加快绿色金融体系建设,通过绿色信贷、绿色债券等金融工具,降低企业融资成本,支持股权激励与绿色创新的协同发展；③为了进一步激发企业绿色创新能力,政府可以在研发投入上提供更

多的税收优惠政策;④重污染企业绿色文化建设对推动绿色创新有着重要作用,管理层绿色意识的提升应成为股权激励机制的重要一环。

参考文献

- [1] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励:来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 192-208.
- [2] 魏春燕. 创业板公司股权激励的影响因素研究[J]. 会计研究, 2019(7): 51-58.
- [3] 宗文龙,王玉涛,魏紫. 股权激励能留住高管吗?基于中国证券市场的经验证据[J]. 会计研究, 2013(9): 58-63, 97.
- [4] 于震,张行. “效率契约”还是“管理权力”?公司治理对CEO股权激励的影响研究[J]. 管理评论, 2020, 32(10): 259-275.
- [5] 陈健,刘益平,邱强. 股权激励与高管离职:基于上市公司的经验数据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2017, 37(3): 23-34.
- [6] 赵息,林德林. 股权激励创新效应研究:基于研发投入的双重角色分析[J]. 研究与发展管理, 2019, 31(1): 87-96, 108.
- [7] 陈林荣,裘益政,王克敏. 股票期权激励计划实施中的研发支出行为研究[J]. 科研管理, 2018, 39(2): 86-93.
- [8] 冯怡恬,杨柳勇. 股权激励能阻止创业板高管辞职与套现吗? [J]. 商业经济与管理, 2018(3): 36-46.
- [9] 于连超,张卫国,毕茜. 环境税会倒逼企业绿色创新吗? [J]. 审计与经济研究, 2019, 34(2): 79-90.
- [10] 王馨,王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
- [11] 熊广勤,石大千,李美娜. 低碳城市试点对企业绿色技术创新的影响[J]. 科研管理, 2020, 41(12): 93-102.
- [12] 王锋正,陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新:基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. 科学学研究, 2018, 36(2): 361-369.
- [13] 宋德勇,朱文博,丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新?基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.
- [14] 王庆原,李延喜. 股权激励对企业绿色技术创新影响研究[J]. 财会通讯, 2024(6): 31-36.
- [15] 逯东,王运陈,付鹏. CEO激励提高了内部控制有效性吗?来自国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2014(6): 66-72, 97.
- [16] WU J F, LIU B H, ZENG Y L, et al. Good for the firm, good for the society? causal evidence of the impact of equity incentives on a firm's green investment[J]. International Review of Economics and Finance, 2022, 77, 435-449.
- [17] 周开国,卢允之,杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 94-108.
- [18] JOHNSTONE N, HAŠČIĆ I, POPP D. Renewable energy policies and technological innovation: evidence based on patent counts[J]. Environmental and Resource Economics, 2010, 45(1): 133-155.
- [19] HUANG Z, LIAO G, LI Z. Loaning scale and government subsidy for promoting green innovation[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 144, 148-156.
- [20] 杨利红,贾茹芸. 财税补贴、研发投入与企业创新绩效[J]. 财会通讯, 2024(10): 45-51.
- [21] LEE K, MIN B. Green R&D for eco-innovation and its impact on carbon emissions and firm performance[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 108, 534-542.
- [22] 王静,李聪聪,刘明月. 高管股权激励对企业绿色创新的影响研究[J/OL]. 经营与管理, 1-14[2024-11-23]. <https://doi.org/10.16517/j.cnki.cn12-1034/f.20240510.003>.
- [23] 张璇,刘贝贝,汪婷,等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 161-174.
- [24] 杨松令,牛登云,刘亭立,等. 实体企业金融化、分析师关注与内部创新驱动[J]. 管理科学, 2019, 32(2): 3-18.
- [25] 郭炜,康雯伊. ESG表现、数字金融与企业绿色技术创新[J]. 财会月刊, 2024, 45(17): 49-54.
- [26] 黄宏斌,翟淑萍,陈静楠. 企业生命周期、融资方式与融资约束:基于投资者情绪调节效应的研究[J]. 金融研究, 2016(7): 96-112.

Can Management Equity Incentive Promote Green Innovation of Heavy Polluting Enterprises? Experience Data from Shanghai and Shenzhen A-share Listed Companies in Heavily Polluting Industries

WANG Jihu

(College Economics and Management, Southwest Forestry University, Kunming 650224, China)

Abstract: Based on the perspective of green innovation, the impact of management equity incentive on green innovation of listed companies in heavily polluting industries in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2006 to 2022 was empirically tested. The research shows that the management stock incentive plan promotes the green innovation of heavy polluting enterprises, and the conclusion is still reliable after using instrumental variables to mitigate the endogeneity and other robustness tests. Mechanism analysis shows that management equity incentive can promote green innovation output by easing financing constraints and increasing R&D investment. Heterogeneity analysis shows that there is no significant difference between the property rights nature and incentive model, and the effect of equity incentive is more significant when the enterprise is in the growth stage and the decline stage.

Keywords: green innovation; management equity incentive; research and development investment; enterprise life cycle